



LA JUSTE VALEUR DES INSTRUMENTS FINANCIERS: UN NOUVEAU CANAL DE CONTAGION?

Leila Gharbi, Chercheur en comptabilité, UR : COFFIT, FSEG de Sfax Tunisie,

Leila.gharbi85@gmail.com

Khamoussi Halioui, Maître de conférences agrégé, UR : COFFIT, ISAE de Gafsa Tunisie,

Khamoussi.Halioui@gmail.com

Résumé : Les mérites de la comptabilisation des instruments financiers en valeur de marché font depuis un certain temps, l'objet d'un débat animé. Les détracteurs estiment que si l'on recourt à la comptabilisation en valeur de marché, la volatilité des prix des actifs influe directement sur la valeur des actifs bancaires, augmentant ainsi le risque global dans le système financier. Dans cette étude, nous examinons si l'évaluation à la juste valeur est associée à une contagion au sein du secteur bancaire américain pendant les périodes d'illiquidité. En utilisant un échantillon comprenant des données trimestrielles de 2000 à 2010 pour 296 « U.S bank holding companies », nous développons deux modèles : un modèle logit multinomial basé sur le rendement et un modèle de panel statique basé sur le risque. Seul le dernier modèle a montré une association positive entre un régime comptable à la juste valeur et la contagion au sein du secteur bancaire pendant les périodes d'illiquidité du marché.

Mots clés : Juste valeur, instruments financiers, contagion, risque systémique, illiquidité

Abstract : The merits of fair value have always prompted heated debate, particularly with regard to financial instruments. It has been alleged that if we use the accounting market value, the volatility of asset prices affects directly the value of bank's assets; thereby, increasing the overall risk in the financial system. In this study, we investigate whether fair value accounting for financial instruments is associated with an increase in the risk of failure of the American banking system as a whole. Using a sample comprising quarterly data from 2000 to 2010 for 296 U.S bank holding companies, we develop two models. The first is a multinomial logit model based on return and the second is a static panel model based on risk. Only the last one shows a positive association between fair value accounting for financial instruments and contagion among banks during periods of market illiquidity.

Key words : Fair value, financial instruments, contagion, systemic risk, illiquidity

1 Introduction

La comptabilité a pour objectif de traduire de la manière la plus réaliste possible la situation financière des entreprises. La complexité croissante du monde économique, le développement et la mondialisation des marchés financiers et la domination progressive de l'idéologie de la valeur actionnariale ont rendu progressivement inadaptée la comptabilité fondée sur des valeurs historiques.

Soucieuses de mieux coller aux réalités de ce nouveau monde, les autorités chargées d'édicter les règles comptables ont peu à peu abandonné la primauté du principe du coût historique pour lui

préférer celui de la juste valeur. Ce concept s'est enraciné au sein des deux grands référentiels comptables que sont les US GAAP et les IFRS.

L'initiative était apportée par les normes comptables FAS 107, publiée en 1991 et FAS 119 publiée en 1994, relatives à l'information à fournir sur les produits dérivés et sur la juste valeur des instruments financiers. Ces deux normes ont prévu l'exigence d'indiquer la juste valeur de ces instruments dans les notes aux états financiers. En 1998, la FAS 133 est venue confirmer l'évaluation à la juste valeur comme modèle comptable d'évaluation en l'imposant pour tous les instruments financiers dérivés initialement et postérieurement, quelle que soit leur nature et quelle que soit l'intention avec laquelle ils sont acquis ou émis.

La SFAS 157, "*Fair value measurements*", définit la juste valeur comme « le prix qui serait reçu pour la vente d'un actif ou payé pour le transfert d'un passif lors d'une transaction ordonnée entre des intervenants du marché à la date d'évaluation. »

La notion de « *Fair value* » est définie également dans la FAS 107 comme le : « montant contre lequel un instrument financier peut être échangé dans le cadre d'une transaction courante entre deux parties volontaires, en dehors de tout contexte de vente ou de liquidation forcée. »

Dans les normes IAS, on rencontre très fréquemment la notion de juste valeur dans l'évaluation des engagements sociaux, les actifs incorporels, la réévaluation des immobilisations, les regroupements d'entreprises, le portefeuille titres, etc. Parmi ces normes, la norme IAS 39, qui porte sur les instruments financiers, constitue une révolution. En fait les instruments financiers représentent une large portion des actifs et passifs des entreprises, en général, et les institutions financières, en particulier. Ils jouent également un rôle central dans le fonctionnement efficient des marchés financiers. Par conséquent, l'IAS 39 a d'importantes répercussions sur la gestion des risques des sociétés et introduit des changements dans les ratios de solvabilité des banques. C'est la raison pour laquelle cette norme suscite encore plusieurs interrogations notamment depuis l'éclosion de la crise des subprimes aux Etats-Unis.

La crise financière de 2008 a mis en avant les problèmes d'application de la juste valeur lorsque le marché n'est plus liquide. Les critiques se concentrent sur le caractère procyclique de la juste valeur et les effets de contagion qui en résulte. (Barth et al.1995 ; Allen et Carletti 2008 ; Laux et Leuz 2009).

Nous cherchons à répondre à la question suivante : Est-ce que l'évaluation des instruments financiers à la juste valeur a un effet sur la contagion bancaire d'une manière générale, et pendant les périodes d'illiquidité en particulier ?

La réponse à cette question vise en fait à étudier principalement la validité empirique de deux préoccupations : D'abord, nous examinons si la comptabilisation des instruments financiers à la juste valeur est associée à une propagation de la contagion bancaire. Nous estimons ensuite l'impact de l'illiquidité du marché sur cette association. Pour ce faire, nous développons deux modèles. Le premier modèle, basé sur les rendements boursiers, est un modèle logit multinomial. Le deuxième modèle, modèle de panel statique, substitue au premier modèle le risque comme variable dépendante.

Pour mener cette étude, nous présentons dans une deuxième section une revue de la littérature

ayant trait à notre problématique nous permettant de formuler nos hypothèses. La troisième section porte sur la spécification des modèles à tester et les mesures des variables. La quatrième section consiste en une justification du choix de l'échantillon et une description de la base de données. La présentation et l'interprétation des résultats font l'objet d'une cinquième section. La dernière section propose quelques remarques finales.

2 Revue de la littérature et développement des hypothèses

La crise financière de 2008 a conduit à des attaques sévères contre la comptabilisation à la juste valeur. Les critiques ont fait valoir que la juste valeur comptable « mark-to-market accounting » a considérablement contribué à la crise ou, du moins, exacerbé de sa gravité. (Adrian et Shin 2008 ; Plantin et al. 2008 Heaton et al. 2010)

Adrian et Shin (2007) ont montré que l'effet de contagion est amplifié quand les institutions financières gèrent activement leurs bilans. L'effet de levier tend à être procyclique, ce qui accroît l'amplitude des chocs subis par le système financier. En outre, l'évaluation en valeur de marché provoque une réaction immédiate des intervenants aux variations des prix et une transmission rapide des chocs aux autres intermédiaires financiers.

En effet, De la Rosière (2008) estime que pendant la période d'euphorie des marchés, les actifs détenus par les banques sont fortement revalorisés du fait de la hausse des bourses, générant ainsi des profits importants et indirectement des fonds propres supplémentaires. Ce fonctionnement contribue à l'expansion du crédit. Mais quand les marchés se retournent et les valeurs baissent, l'effet inverse se produit. Les pertes engendrées affaiblissent le niveau des fonds propres alors qu'au même moment, la réintermédiation provoquait des exigences réglementaires nouvelles obligeant les banques à réduire leur distribution de nouveaux crédits pour satisfaire leur ratio de solvabilité.

Dans le même ordre d'idée, Allen et Carletti (2008) affirment qu'en période de crise, si l'on recourt à la comptabilisation en valeur de marché, la volatilité des prix des actifs influe directement sur la valeur des actifs bancaires. Ce phénomène peut entraîner une contagion et acculer les banques à une situation d'insolvabilité alors même qu'elles seraient parfaitement en mesure de couvrir leurs engagements si elles étaient autorisées à poursuivre leur activité jusqu'à l'échéance des actifs.

En outre, une proportion importante des actifs bancaires ne sont pas négociés sur des marchés profonds et concurrentiels. Suite à un événement qui déprime les prix d'un actif, les ventes d'actifs non négociés sur un marché profond et compétitif peuvent exercer une pression négative sur les prix. Par conséquent, les ventes d'actifs par d'autres entreprises exercent une externalité négative sur les entreprises qui ont décidé de ne pas vendre leurs actifs. L'externalité négative étant une nouvelle baisse des prix des actifs et des plus grandes pertes non réalisés annoncées par les entreprises qui ont décidé de ne pas vendre leurs actifs.

Les entreprises myopes (c'est à dire, les entreprises avec des gestionnaires dont le mandat est plus court que la durée de vie de ses actifs) sont incitées à réduire la perte annoncée en anticipant

les ventes par les autres et essayant de vendre leurs actifs avant les autres entreprises. Toutefois, l'action de préemption amplifie, plus loin, la chute des prix et peut conduire à des cessions d'actifs supplémentaires. Ces préoccupations stratégiques en vertu d'un régime comptable orienté vers la juste valeur peuvent conduire à des transactions procycliques (par exemple, la vente d'actifs lorsque les prix sont en baisse et l'achat d'actifs lorsque les prix augmentent) qui amplifient la chute des prix dans des marchés en baisse et donc la possibilité d'accroître le risque systémique dans le système financier (Plantin et al. 2008).

Par conséquent l'hypothèse à tester empiriquement est :

H1 : La comptabilisation des instruments financiers à la juste valeur est positivement associée à une augmentation de la contagion dans le secteur bancaire.

Plantin et al. (2008) soutiennent que, sous la comptabilité en juste valeur, l'incitation à anticiper les ventes des autres entreprises est plus grande durant les périodes d'illiquidité des marchés, car les ventes ont plus d'impact sur les prix à court terme lorsque les marchés sont illiquides. Ainsi, les préoccupations stratégiques qui peuvent conduire à des transactions procycliques et une augmentation du risque global dans le système financier sont aggravées au cours des périodes d'illiquidité du marché. La deuxième hypothèse à tester est :

H2 : L'association entre la comptabilisation des instruments financiers à la juste valeur et la contagion bancaire est d'autant plus importante pendant les périodes d'illiquidité.

Allen et Carletti (2008) et Laux et Leuz (2009) soutiennent également cette hypothèse.

Khan (2009) constate que lorsque les marchés fonctionnent correctement, le ratio mesurant la portée de la juste valeur dans le bilan des banques (total des actifs et des passifs reconnus ou divulgués à la juste valeur divisé par le total des actifs) tend à être plus élevé en vertu de son construction.

Barth et al. (1995) et Allen et Carletti (2008) soulignent qu'en période de crise financière, l'interaction entre les institutions et les marchés peut conduire à des situations où les prix sur les marchés ne reflètent plus les rendements à venir, mais plutôt le volume des liquidités dont disposent les acheteurs. D'où la troisième hypothèse à tester :

H3 : Les banques sont plus susceptibles d'être touchées par la contagion lorsque le marché boursier est en difficulté.

Khan (2009) estime que le taux de bon de trésor constitue un facteur macro économique qui peut affecter la propagation de la contagion au sein du secteur bancaire américain.

En effet, la majorité de la dette publique américaine est une dette de court terme. Toute perte de confiance conduirait l'Etat américaine à devoir se financer à des taux plus élevés ce qui augmenterait son déficit et augmenterait encore la panique du marché. D'où la quatrième hypothèse à tester :

H4 : Le taux de bon de trésor a un impact positif sur la contagion bancaire.

3 Spécification des modèles à tester et mesure des variables

Afin d'apporter la validation empirique à nos hypothèses, nous développons deux modèles. Le premier modèle, basé sur les rendements boursiers, est un modèle logit multinomial. En premier lieu, un test liant la comptabilisation des instruments financiers à la juste valeur et la contagion bancaire (**1.a**). En deuxième lieu, on introduit l'effet de l'ajout de la variable illiquidité du marché (**1.b**). Le deuxième modèle, modèle de panel statique, substitue au premier modèle le risque comme variable dépendante.

3.1 Modèle 1 : Modèle logit multinomial

Bae et al. (2003) ont utilisé une régression logistique multinomiale pour estimer les probabilités des rendements extrêmes dans les pays d'Amérique latine compte tenu des rendements extrêmes dans les économies asiatiques. Christiansen et Rinaldo (2009) ont adopté la même approche pour les nouveaux pays membres de l'Union Européenne. Chan-Lau et al. (2007) ont utilisé une régression logit binomiale pour déterminer la probabilité qu'un choc à une grande banque serait une source de stress à une banque de contrepartie. (Pais et Stork. 2010)

Dans le cadre de la présente étude, l'analyse de l'association entre la comptabilité à la juste valeur et la contagion bancaire est effectuée à travers le modèle logit suivant :

$$\text{CONTAGION}_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{BANKRET}_t + \beta_3 \text{FV}_t + \beta_4 \text{BANKRET}_t * \text{FV}_t + \beta_5 \text{MARKET}_t + \beta_6 \text{TBILL}_t + \text{error}_{i,t} \quad (\mathbf{1.a})$$

Avec :

- **CONTAGION** est la variable dépendante, proxy de la probabilité de contagion au sein du secteur bancaire, est égale à 1 si le rendement de la banque *i* pour le trimestre *t* est plus bas que 10% de la série temporelle complète des rendements trimestriels de la banque *i*, et zéro autrement.
Boyson et al. (2008) et Khan (2009) ont adopté la même approche.
- **BANKRET** est une approximation des difficultés financières dans le système bancaire. BANKRET est une variable dichotomique égale à 1 quand les rendements trimestriels sur l'indice également pondéré des « Money Center banks » (Annexe) est dans le quartile inférieur de l'ensemble des séries temporelles des rendements de cet indice, et zéro sinon. (Khan. 2009)
- **FV** indique la portée du régime comptable orienté vers la juste valeur. FV est le rapport entre la somme des actifs et passifs (titres détenus jusqu'à l'échéance « held-to-maturity securities », titres disponibles à la vente « available-for-sale securities », actifs de transaction « trading assets », droits de gestion des prêts hypothécaires « mortgage servicing rights », autres actifs financiers « other financial assets », contrats dérivés « derivative contracts », passifs de transaction « trading liabilities », autres passifs financiers et passifs de gestion « other financial liabilities and servicing liabilities ») reconnus ou divulgués à la juste valeur par les banques de l'échantillon et la somme des actifs totaux de ces banques.

Nissim et Penman (2007) et Khan (2009) ont adopté une approche similaire pour examiner l'application de la comptabilité en juste valeur dans le secteur bancaire.

Deux raisons peuvent justifier la prise en compte des actifs et des passifs reconnus ainsi que ceux divulgués à la juste valeur :

D'une part, les banques peuvent utiliser, dans leurs modèles de gestion de risque, les justes valeurs des actifs et des passifs qui sont seulement divulguées, et pas nécessairement reconnues. Cifuentes et al. (2005) montrent que les justes valeurs utilisées dans les modèles de gestion interne de risque peuvent interagir avec les changements des conditions du marché pour accroître la contagion bancaire. D'autre part, la divulgation des évaluations à la juste valeur peut être utilisée comme intrant dans les contrats de rémunération des cadres. La prise en compte des évaluations à la juste valeur, même si elles sont divulguées et non reconnues, dans les contrats de compensation peut inciter les gestionnaires à effectuer des transactions procycliques qui ont le potentiel d'augmenter la contagion bancaire (Plantin et al. 2008).

- **BANKRET * FV** est une variable interactive qui désigne l'association entre la propagation de la difficulté financière et la comptabilisation des instruments financiers à la juste valeur. FV est égale à un lorsque le proxy de la comptabilisation des instruments financiers à la juste valeur est supérieure à la médiane, et zéro autrement. Afin de contrôler les facteurs macro économiques, nous incluons MARKET et TBILL comme variables de contrôle.
- **MARKET** est le rendement trimestriel du marché. Il s'agit d'une variable de contrôle incluse pour contrôler l'influence variations des conditions du marché sur la relation entre la contagion bancaire et la mesure dans laquelle le régime de reporting est axé sur la juste valeur.
- **TBILL** est le taux de bon de trésor de 3 mois. Le bon de trésor est une obligation à court terme émise par le gouvernement américain et dont la maturité est de 3 mois. Il s'agit d'un indicateur intéressant de panique bancaire.

Afin de tester l'association entre la comptabilité à la juste valeur et la contagion bancaire pendant les périodes d'illiquidité du marché, nous développons le modèle **(1.b)** qui introduit la variable ILLIQ au modèle **(1.a)** :

$$\text{CONTAGION}_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{BANKRET}_t + \beta_3 \text{FV}_t + \beta_4 \text{BANKRET}_t * \text{FV}_t + \beta_5 \text{ILLIQ}_t + \beta_6 \text{BANKRET}_t * \text{ILLIQ}_t * \text{FV}_t + \beta_7 \text{MARKET}_t + \beta_8 \text{TBILL}_t + \text{error}_{i,t} \quad \textbf{(1.b)}$$

Avec :

- **ILLIQ** est un proxy pour les périodes d'illiquidité du marché. Il s'agit d'une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si le ratio d'illiquidité d'Amihud (2002), le rapport entre le rendement trimestriel absolu et le volume de transaction trimestriel, est dans le quartile supérieur et zéro autrement.
- **BANKRET * ILLIQ * FV** est une variable interactive qui désigne l'association entre la propagation de la difficulté financière et la comptabilisation des instruments financiers à la juste valeur pendant les périodes d'illiquidité.

Bien que le modèle logistique ait permis de fournir des preuves empiriques de l'impact de la comptabilité en juste valeur sur le risque systémique dans le secteur bancaire, ce modèle s'est basée uniquement sur l'analyse du rendement pour la détection de la contagion, alors que le rôle et l'importance du risque ont déjà été reconnus notamment dans le secteur bancaire.

Des modèles GARCH ont été utilisés pour étudier la propagation de la volatilité (spillovers) comme caractéristique principale de contagion. (Engle et al. 1990 ; Watsubo et Inagaki 2006)

En effet, On ne peut pas parler de rendement sans évoquer le risque. En règle générale, plus le rendement est important, plus le risque augmente, et inversement.

3.2 Modèle 2 : Modèle de panel statique

Pour répondre à cette problématique, nous proposons le modèle de panel statique dont la variable dépendante, proxy de la contagion au sein du secteur bancaire, est basée sur le risque toute en conservant les mêmes variables explicatives.

$$\text{Log}(H)_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{BANKRET}_{i,t} + \beta_3 \text{FV}_{i,t} + \beta_4 \text{BANKRET}_{i,t} * \text{FV}_{i,t} + \beta_5 \text{ILLIQ}_{i,t} + \beta_6 \text{BANKRET}_{i,t} * \text{ILLIQ}_{i,t} * \text{FV}_{i,t} + \beta_7 \text{MARKET}_{i,t} + \beta_8 \text{TBILL}_{i,t} + \text{error}_{i,t} \quad (2)$$

Nous proposons alors le modèle de GARCH (1,1) pour modéliser la volatilité au sein du secteur bancaire.

$$h_{m,t} = \mu + \alpha h_{m,t-1} + \beta \varepsilon^2_{m,t-1}$$

$$\varepsilon/I_{t-1} N \rightarrow (0, h_t)$$

Avec :

- $h_{m,t}$ est la variance conditionnelle des erreurs dans le secteur bancaire.
- $h_{m,t-1}$ est la variance conditionnelle des erreurs de la période précédente dans le secteur bancaire.
- $\varepsilon^2_{m,t-1}$ est la valeur passée des carrés des résidus.
- μ est une constante.
- α est le coefficient qui lie la variance courante à celle de la période précédente.
- β est le coefficient liant la valeur passée des carrés des résidus au niveau courant de la variance.

La même approche est appliquée pour chaque banque :

$$h_{i,t} = \mu + \alpha h_{i,t-1} + \beta \varepsilon^2_{i,t-1}$$

Avec :

- $h_{i,t}$ est la variance conditionnelle des erreurs pour la banque i.

La différence entre la variance conditionnelle du secteur bancaire et celle de chaque banque sera la nouvelle variable à expliquer.

$$H = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n |h_{i,t} - h_{m,t}|$$

En l'absence des effets de contagion, la différence entre la variance conditionnelle du secteur bancaire et celle de l'ensemble des banques formant le secteur doit être égal à zéro. Toute autre valeur sera une preuve de contagion. (Hachicha et al. 2007)

4 Choix de l'échantillon

Une analyse empirique du lien entre la juste valeur des instruments financiers et le risque systémique au sein du secteur bancaire requiert deux préalables :

- La disponibilité d'une évaluation à la juste valeur des éléments bilanciaux.
- Un marché financier actif capable de déceler les conditions d'une bonne introduction de la juste valeur et de traduire cela dans son attitude vis-à-vis de l'information financière reflétée dans les cours boursiers.

Un des contextes qui satisfait le mieux à ces préalables est le contexte américain.

Par ailleurs les recherches empiriques traitant de l'introduction des normes SFAS107 ou SFAS115 se sont intéressées essentiellement au secteur bancaire en raison de la prépondérance des instruments financiers dans le bilan.

Afin de poursuivre l'objectif de la présente étude, nous avons fait appel à des données comptables et boursières trimestrielles relatives aux « U.S bank holding companies » dont les plus grandes banques détenant des postes clés dans le réseau interbancaire nommées « Money center banks ».

« Money Center Banks » est l'un des principaux centres financiers du monde, parmi lesquels New York, Chicago, San Francisco, Los Angeles, Londres, Paris et Tokyo. Ces banques jouent un rôle économique national et international majeur parce qu'elles sont de grandes prêteuses, dépositaires, acheteuses d'instruments de marché monétaire et valeurs mobilières ainsi que de grandes prêteuses pour les gouvernements et les sociétés internationales.

Notre échantillon se compose de 296 « U.S bank holding companies ». Les données comptables sont disponibles sur le site de la banque de la réserve fédérale de Chicago (Federal Reserve Bank of Chicago) l'une des douze réserves fédérales des États-Unis qui, avec le conseil des gouverneurs forment la banque centrale du pays. Les données financières ont été collectées à partir de la base de données DATA STREAM et du site YAHOO FINANCE. L'étude porte sur une période de 10 ans (31/03/2000 au 31/03/2010) avec une fréquence trimestrielle.

5 Présentation et interprétation des résultats des estimations

5.1 Statistiques descriptives

A partir des indicateurs de position, la moyenne et la médiane, nous pouvons constater que les valeurs de ces indicateurs sont très faibles. Aussi les indicateurs de dispersion, l'écart type, le minimum et le maximum donnent des valeurs faibles. D'où, il s'agit d'une bonne estimation des risques des banque (Tableau N°2).

Aussi, il s'agit d'un bon ajustement par rapport à la moyenne puisque les écarts type sont très faibles sauf pour la variation de la variable BANKRET*FV*ILLIQ.

Tableau N°1 : Statistiques descriptives des variables objet de l'étude

| variables | moyenne | médiane | Ecart type | Q _{0.25} | Q _{0.75} | min | max |
|------------------|----------|---------|------------|-------------------|-------------------|-----------|----------|
| FV | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| BANKRET | 0.49 | 0 | 0.5 | 0 | 1 | 0 | 1 |
| MARKET | 0.00849 | 0.00026 | 0.736 | -0.038 | 0.049 | -0.117 | 0.2746 |
| TBILL | 2.5488 | 1.76 | 11.87020 | 4.244 | 44.24 | 0.06 | 6.11 |
| ILLIQ | 0.49 | 0 | 0.5 | 0 | 1 | 0 | 1 |
| HI | 9.566877 | — | 2.061779 | — | — | 1.1366070 | 24.80525 |
| BANKRET*FV | .4981311 | — | .5000588 | — | — | 0 | 1 |
| BANKRET*FV*ILLIQ | .1564914 | — | .3633659 | — | — | 0 | 1 |

5.2 Tests de différence des moyennes

Avant d'analyser les résultats des estimations économétriques, il s'avère nécessaire d'analyser le comportement naturel de nos données en effectuant quelques analyses statistiques.

Pour ce faire, nous effectuons des tests de différence des moyennes de la variable difficulté financière (indice de problème de contagion) et de la variable difficulté financière associée à la comptabilité en juste valeur en fonction des différentes caractéristiques des banques de notre échantillon.

Dans la logique d'un test d'hypothèse test-t, il ya deux hypothèses statistiques :

$H_0 : m_1 = m_2$: Il n'existe pas une différence significative entre les moyennes de deux groupes.

$H_1 : m_1 \neq m_2$: Il ya une différence significative entre les moyennes de deux groupes.

Pour vérifier statistiquement la validité de l'hypothèse H_1 , nous comparons m_1 à m_2 avec :

- m_1 : la moyenne des rendements de la banque i lorsqu'elle a subit une difficulté financière.
- m_2 : la moyenne des rendements de la banque i en absence d'une difficulté financière.

Selon l'approche économique, la comptabilité en juste valeur associée à une difficulté financière est associée à une propagation de la contagion bancaire pendant les périodes d'illiquidité. Statistiquement, on devrait s'attendre à ce que les moyennes des rendements des banques sont associées à une contagion bancaire.

C'est ce qui semble ressortit du tableau N°2 puisqu'il apparait que le groupe des banques révélant une difficulté financière est supérieur à la moyenne de l'échantillon.

Le tableau indique une différence de 0.259 des rendements des banques associées à une difficulté financière. Cette différence est significative au seuil de 1%.

Afin de vérifier statistiquement la validité de l'hypothèse H2, nous comparons les valeurs moyennes des rendements de ces banques pendant les périodes d'illiquidité.

Le test de différence des valeurs moyennes montre des résultats cohérents. Le tableau N°2 indique une différence de 0.529 qui est significative au seuil de 1%.

La statistique du test montre qu'on va accepter l'hypothèse que la moyenne des rendements pour le groupe des banques associée à une difficulté financière est plus élevée que l'autre groupe des banques. Ce test suppose que la variance n'est pas différente d'un groupe à un autre.

La statistique de test montre également qu'il existe une différence significative entre les valeurs moyennes des rendements des banques pendant les périodes d'illiquidité et celles de l'autre groupe. Suite à l'intégration de la variable FV et ILLIQ, la différence de moyenne passe respectivement de 0.259 à 0.298 et de 0.885 à 0.529.

Tableau N° 2 : Tests de différence des moyennes

| Variables | % Nombre d'observations | Moyenne de CONTAGION | t | Sig |
|---|--------------------------------|-----------------------------|----------|------------|
| Variable indicatrice = BANKRET | | | 29.010 | 0.000 |
| BANKRET=1 | 48.954 | 0.62 | | |
| BANKRET=0 | 51.045 | 0.36 | | |
| Différence de moyenne de CONTAGION | | 0.259 | | |
| Variable interactive = BANKRET*FV | | | 28.901 | 0.000 |
| BANKRET*FV=1 | 48.792 | 0.62 | | |
| BANKRET*FV=0 | 50.473 | 0.36 | | |
| Différence de moyenne de CONTAGION | | 0.298 | | |
| Variable indicatrice = ILLIQ | | | -205.576 | 0.000 |
| ILLIQ=1 | 49.526 | 0.04 | | |
| ILLIQ=0 | 50.473 | 0.93 | | |
| Différence de moyenne de CONTAGION | | 0.885 | | |
| Variable interactive = BANKRET*FV*ILLIQ | | | -48.057 | 0.000 |
| BANKRET*FV*ILLIQ=1 | 17.874 | 0.05 | | |
| BANKRET*FV*ILLIQ=0 | 82.125 | 0.58 | | |
| Différence de moyenne de CONTAGION | | 0.529 | | |

5.3 Analyse des régressions

Nous présentons successivement les résultats des modèles. Le premier modèle, basé sur les rendements boursiers, est un modèle logit multinomial. En premier lieu, un test liant la

comptabilité en juste valeur des instruments financiers et la contagion bancaire. En deuxième lieu, on introduit l'effet de l'ajout de la variable illiquidité du marché. Le deuxième modèle, modèle de panel statique, substitue au premier modèle le risque comme variable dépendante.

5.3.1 Résultats d'estimation du modèle logit

Les résultats d'estimation des modèles (1.a) et (1.b) ont été obtenus en utilisant d'une part une régression logit multinomial et d'autre part une régression logit en coupe transversale.

Dans ce qui suit, nous nous limitons à l'interprétation des résultats du modèle logit multinomial dans la mesure où ce dernier tient en compte les effets spécifiques temps et individus.

Les résultats d'estimation du modèle (1.a) sont présentés dans le tableau N°3.

Tableau N°3 : L'impact de la juste valeur des instruments financiers sur la contagion bancaire

$CONTAGION_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 BANKRET_t + \beta_3 FV_t + \beta_4 BANKRET_t * FV_t + \beta_5 MARKET_t + \beta_6 TBILL_t + error_{i,t}$
(1.a)

| | Modèle logit multinomial | | Modèle logit à coupe transversale | |
|----------------------|--------------------------|--------------------|-----------------------------------|--------------------|
| | Coefficients | P-value | Coefficients | P-value |
| FV | 0.03438 | NS | 0.02429 | NS |
| BANKRET*FV | 0.087728 | <0.01 *** | 0.08784 | <0.01 *** |
| TBILL | 0.0031163 | NS | 0.00309 | NS |
| MARKET | -2.2196 | <0.01 *** | -2.21933 | <0.01 *** |
| N | 11478 | | 11478 | |
| R ² | 0.08 | | 0.08 | |
| Effet fixe temps | Oui | | Non | |
| Effet fixe individu | Oui | | Non | |
| Statistique Khi-deux | | 850.38 (0.0000) | | 851.40 (0.0000) |

(***) Coefficient significative au seuil de 1%

(**) Coefficient significative au seuil de 5%

(*) Coefficient significative au seuil de 10%

Les résultats ci dessus sont probants puisqu'ils viennent confirmer l'hypothèse stipulant que la comptabilité en juste valeur est associée à une contagion bancaire plus importante en présence d'une difficulté financière.

La proportion de variance du rendement des banques expliquée par les variables du modèle (1.a) est faible (R² est égale à 0.08). Ce qui prouve que la qualité d'ajustement n'est pas adéquate aux attentes théoriques. Cependant, la statistique de chi-deux indique que le modèle est globalement significatif.

Les résultats d'estimation du modèle montrent que l'impact de la comptabilité en juste valeur devient moins significatif que s'il interagit avec la difficulté financière.

L'impact de la comptabilité en juste valeur associée à une difficulté financière est plus important que l'impact de la comptabilité en juste valeur prise isolément.

En effet, la comptabilité en juste valeur associé à une difficulté financière montre un effet significatif sur les rendements des banques. Une hausse de 1% la proportion des instruments financiers évalués à la juste valeur entraine une augmentation de 3 points de pourcentage la probabilité de propagation des difficultés financières. Alors qu'une hausse de 1% de la proportion des instruments financiers évalués à la juste valeur associée à une difficulté financière entraine une augmentation de presque 9 points de pourcentage la probabilité de la contagion. La propagation de la contagion semble plus motivée par une difficulté financière.

Ces résultats confirment la position stipulant que la critique adressée à la comptabilité en juste valeur porte non pas sur le fondement de la règle de la juste valeur mais sur la faisabilité de son application puisque la propagation des difficultés financières pourrait conduire à une mauvaise identification des valeurs sous jacentes.

Le coefficient de MARKET, β_5 , négatif et significatif est cohérent avec le fait que les banques sont plus susceptibles d'être touchées par la contagion lorsque le marché boursier est en difficulté.

Le R^2 reste stable à l'introduction des effets spécifiques temporels et individuels.

Les résultats d'estimation du modèle (1.b) sont présentés dans le tableau N°4.

Tableau N°4: L'impact de la juste valeur des instruments financiers sur la contagion bancaire pendant les périodes d'illiquidité

$$\text{CONTAGION}_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{BANKRET}_t + \beta_3 \text{FV}_t + \beta_4 \text{BANKRET}_t * \text{FV}_t + \beta_5 \text{ILLIQ}_t + \beta_6 \text{BANKRET}_t * \text{ILLIQ}_t * \text{FV}_t + \beta_7 \text{MARKET}_t + \beta_8 \text{TBILL}_t + \text{error}_{i,t} \quad (1.b)$$

| | Modèle logit multinomial | | Modèle logit à coupe transversale | |
|----------------------|--------------------------|---------------------|-----------------------------------|---------------------|
| | Coefficients | P-value | Coefficients | P-value |
| FV | 0.16977 | <0.01*** | 0.1222723 | <0.01*** |
| BANKRET | 0.0929012 | <0.01*** | 0.7466005 | <0.01*** |
| TBILL | 0.0045589 | NS | 0.0099 | <0.01*** |
| MARKET | -1.057886 | <0.01*** | -1.5281 | <0.01*** |
| ILLIQ | -1.3697 | <0.01*** | | |
| BANKRET*FV*ILLIQ | -0.0704 | 0.098* | -1.429077 | <0.01*** |
| N | 11478 | | 11478 | |
| R^2 | 0.7 | | 0.39 | |
| Effet fixe temps | Oui | | Non | |
| Effet fixe individu | Oui | | Non | |
| Statistique Khi-deux | | 4624.65 (0.0000) | | 2813.08 (0.0000) |

(***) Coefficient significative au seuil de 1%

(**) Coefficient significative au seuil de 5%

(*) Coefficient significative au seuil de 10%

Le coefficient de détermination (R^2) est élevé ce qui montre que l'ajustement est de bonne qualité. La valeur prise par la statistique de Khi-deux reflète aussi que les modèles (1.a) et (1.b) sont globalement significatifs.

Les estimations montrent qu'une augmentation de 1% de la difficulté financière accroît de 9 points de pourcentage la probabilité de propagation de la contagion. Toute chose étant égale par ailleurs.

En se référant aux périodes d'illiquidité du marché comme indicateur du phénomène de la contagion, les rendements des banques sur le marché financière apparaissent moins motivés. A ce niveau une augmentation de 1% de la proportion des instruments financiers évalués à la juste valeur associée à une difficulté financière pendant les périodes d'illiquidité implique une diminution de 7 points de pourcentage de la probabilité que le phénomène de contagion surgisse. Ce résultat n'est pas adéquat aux attentes théoriques. Toutefois ceci peut être expliqué par le fait que la moyenne des rendements pendant les périodes de liquidité (ILLIQ=0) est nettement supérieure à celle pendant les périodes d'illiquidité.

Le coefficient de MARKET, β_5 , négatif et significatif est cohérent avec le fait que les banques sont plus susceptibles d'être touchées par la contagion lorsque le marché boursier est en difficulté.

Le R^2 ajusté dans le modèle (1.a) est plus importante que celui du modèle (1.b), ce qui suggère que l'intensité des rendements des banques permet une approximation fiable de l'effet spécifique intra et inter individuel.

5.3.2 Résultats d'estimation du modèle de panel statique

- **Test de présence des effets individuels**

On tente de vérifier s'il y a bel et bien présence des effets individuels dans nos données. L'hypothèse nulle de ce test est qu'il y a une intercepte commune, aucun effet individuel. Si on rejette l'hypothèse nulle, alors on doit inclure des effets individuels dans le modèle.

Pour la spécification de ces effets, le test de Hausman est un test qui permet de déterminer si les coefficients des deux estimations (fixe ou aléatoire) sont statistiquement différents. Le test de Hausman est un test de spécification des effets individuels, il sert à discriminer les effets fixes et aléatoires. L'hypothèse testée concerne la corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives.

$$H_0 : E(X_{bi}, \alpha_i) = 0$$

$$H_1 : E(X_{bi}, \alpha_i) \neq 0$$

Sous l'hypothèse H_0 , le modèle peut être spécifié avec des effets individuels aléatoires et on retient dans ce cas l'estimateur des Moindres Carrées Généralisés (MCG). Sous l'hypothèse alternative H_1 , le modèle doit être spécifié avec des effets individuels fixes et on retient alors l'estimateur Within. Les résultats du test sont présentés dans le tableau N°5.

Tableau N°5 : Test de présence des effets individuels

| | Effet fixe | Effet aléatoire |
|--------------------------|---------------------|----------------------|
| Test statistique Fischer | 129.71 (0.00000) | |
| Khi-deux | | 1098.01 (0.00000) |
| Test de Hausman | 2.13 (0.57) | |

La statistique de khi deux est supérieur à 10% ce qui implique que le modèle à effet aléatoire est préférable au modèle à effet fixe.

- **Test d'hétéroscédasticité des erreurs**

On dit qu'il y a hétéroscédasticité des erreurs si leur variance n'est pas constante d'une observation à l'autre, ce qui va à l'encontre d'un des postulats de l'analyse de régression. Par contre, si cette variance est la même partout, l'erreur est dite homoscedastique. Les risques des banques dans nos données en fonction d'une difficulté financière pendant la période d'illiquidité peut constituer un cas typique d'hétéroscédasticité.

L'instabilité de la variance de cet indice est due essentiellement à l'hétéroscédasticité résiduelle. Afin de vérifier et déterminer la forme de cette variance, nous utilisons le test basé sur la statistique de khi deux. Le tableau N°6 retrace le test d'hétéroscédasticité intra et inter individuelle sur des fréquences trimestrielles.

Tableau N°6 : Test d'hétéroscédasticité intra et inter individuels

| | Statistique de khi deux | Problème d'hétéroscédasticité |
|------------------------------|--------------------------------|--|
| Test de Breusch Bagan | 853.70 (0.00000) | Problème d'hétéroscédasticité intra individuelle |
| Test de Wald modifié | 8241.89 (0.0000) | Problème d'hétéroscédasticité Inter individuelle |

La statistique de Wald-modifié montre qu'il existe un problème d'hétéroscédasticité inter individuelle, la variance des erreurs n'est pas la même pour toutes les banques.

Le problème d'hétéroscédasticité intra individuelle est détecté par le test de Breusch-Bagan. En effet, la statistique de khi-deux montre la présence d'hétéroscédasticité intra individuelle. Ce qui suppose que les pentes ne sont pas constantes pour tous les individus.

- **Test de corrélation des erreurs**

Pour tester la présence de corrélation des erreurs inter individus pour une même période c'est à dire $E(e_{it}, e_{jt}) \neq 0$ pour $i \neq j$, on utilise un test de Breusch-Pagan. L'hypothèse nulle de ce test suppose l'indépendance des résidus entre les individus. Ce test vérifie que la somme des carrés des coefficients de corrélation entre les erreurs contemporaines est approximativement zéro, puisqu'il est seulement nécessaire de tester ceux sous la diagonale, la statistique résultante soit une valeur Khi-deux de degré de liberté $N(N-1)/2$.

Si la valeur obtenue est supérieur à la valeur critique, les erreurs sont corrélées de manière contemporaine.

En se basant sur la statistique de Khi-deux, on constate l'existence d'un problème de corrélation inter individuelle.

Tableau N°7: Test de corrélation contemporaine

| | Statistique de Khi-deux |
|----------------|---------------------------------------|
| Breusch Bangan | 1862.655 (0.0000000) |

Il reste à étudier l'ordre d'auto corrélation des erreurs.

Dans ce qui suit, nous présentons les résultats d'estimation du modèle de panel statique. L'estimation du modèle est réalisée par la méthode des moindres carrés généralisée (MCG).

Tableau N°8 : Résultats d'estimation du modèle de panel statique

$$\text{Log (H)}_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \text{BANKRET}_{i,t} + \beta_3 \text{FV}_{i,t} + \beta_4 \text{BANKRET}_{i,t} * \text{FV}_{i,t} + \beta_5 \text{ILLIQ}_{i,t} + \beta_6 \text{BANKRET}_{i,t} * \text{ILLIQ}_{i,t} * \text{FV}_{i,t} + \beta_7 \text{MARKET}_{i,t} + \beta_8 \text{TBILL}_{i,t} + \text{error}_{i,t} \quad (2)$$

| | Modèle de panel statique | |
|------------------|--------------------------|---------|
| Variables | Coefficients | P-value |
| BANKRET*FV*ILLIQ | 0.085736 | <0.05 |
| TBILL | 0.0183608 | <0.1 |

Les résultats d'estimation (Tableau N°8) indiquent que la majorité des coefficients est individuellement significative. La statistique de Khi-deux prouve que le modèle est globalement significatif.

Les estimations montrent que la comptabilité en juste valeur associée à une difficulté financière a un impact significativement différent de zéro : une augmentation de 1% de la proportion des instruments financiers évalués à la juste valeur associée à une difficulté financière pendant les périodes d'illiquidité entraîne une augmentation de 0.08% de la contagion au sein du secteur bancaire.

L'effet de taux de bon de trésor est aussi révélé à travers l'impact positif sur les risques. Une hausse de 1% du taux de bon de trésor implique une hausse de 0.01 % de la variance conditionnelle.

Il reste à signaler qu'un problème de multicollinéarité nous a amené à réduire le nombre des variables.

6 Conclusion

L'objectif de cet article était de tester l'impact de la comptabilité en juste valeur sur la contagion bancaire pendant les périodes d'illiquidité. Pour ce faire, nous sommes partis d'un modèle logit multinomial examinant l'association entre le régime comptable à la juste valeur et la contagion au sein du secteur bancaire. Nous avons testé ensuite l'effet de l'ajout de la variable illiquidité sur cette association.

Les résultats sont globalement significatifs et montrent que :

- La comptabilité en juste valeur est associée à une augmentation de la contagion au sein du secteur bancaire.

- Les banques sont plus susceptibles d'être touchées par la contagion lorsque le marché boursier est en difficulté.
- Le taux de bon de trésor a un impact positif sur la propagation de la contagion bancaire.

Toute fois, le résultat de l'association entre la comptabilité en juste valeur et la contagion bancaire pendant les périodes d'illiquidité n'est pas adéquat aux attentes théoriques. Ceci peut être expliqué par le fait que la moyenne des rendements pendant les périodes de liquidité est hautement supérieure à celle pendant les périodes d'illiquidité.

Pour améliorer la robustesse des résultats trouvés, nous avons opté pour un modèle de panel statique dont la variable à expliquer est basé sur le risque. L'estimation de ce modèle a permis de confirmer l'hypothèse qui stipule l'existence d'une association positive et significative entre la comptabilité en juste valeur et la contagion bancaire pendant les périodes d'illiquidité.

Cette étude a mis en exergue l'impact de la comptabilisation en juste valeur des instruments financiers sur la contagion bancaire pendant les périodes d'illiquidité. Toutefois, d'autres sources de risque systémique peuvent exister notamment les réglementations prudentielles et la taille de la banque.

A cet égard, Laux et Leuz (2009) suggèrent qu'il est difficile d'attribuer tout effet de contagion à l'évaluation à la juste valeur puisqu'il est possible que ce phénomène aurait tout de même pu exister sous un régime de coût historique. Ces auteurs suggèrent qu'il serait préférable de concevoir des règles prudentielles qui acceptent la juste valeur en tant qu'un point de départ tout en instaurant des exigences explicites de capitaux anticycliques plutôt que d'imputer implicitement la question de la stabilité financière au système comptable.

En fait, la vague des crises bancaires a conduit les autorités de régulation à s'interroger sur le caractère adéquat des réglementations prudentielles existantes et notamment sur leur capacité à prévenir et détecter les crises bancaires. Ces régulations peuvent toucher le capital des banques et leurs activités. Pour ces formes de réglementation, il existe des visions conflictuelles quant à leur relation avec le niveau de risque et la performance des banques qui méritent d'être développées.

On peut s'interroger également sur la relation entre la taille de la banque et son comportement de prise de risque. En fait, la faillite d'une banque est plus préjudiciable du point de vue de risque de système lorsque celle-ci occupe par sa taille une place prépondérante dans l'industrie bancaire. Les grandes banques seraient de façon implicite totalement assurées par rapport aux petites. En outre, les premières ont tendance à s'exposer de plus en plus aux risques (politique too-big-to-fail).

Les grandes banques sachant qu'elles sont systématiquement importantes, peuvent compter sur un plan de sauvetage public en cas de détresse financière. Ainsi, elles ont une motivation pour prendre des risques plus élevés et exploiter, de cette façon, cette garantie explicite.

Il reste à signaler que même si la comptabilisation à la juste valeur avait contribué aux spirales à la baisse et à la contagion, ces effets négatifs en temps de crise doivent être mis en balance contre les effets positifs de la juste valeur et la reconnaissance des pertes en temps opportun. Lorsque les banques sont obligées de réduire la valeur des actifs quand les pertes se produisent, Elles ont tout intérêt à prendre rapidement des mesures correctives et limiter les prêts douteux en premier lieu,

ce qui réduit la gravité d'une crise.

Sur le plan économétrique, le recours à un modèle logistique multinomial et un modèle de panel statique ont permis de fournir des preuves empiriques de l'impact de la comptabilité de la juste valeur des instruments financiers sur la contagion bancaire pendant les périodes d'illiquidité. Cependant, la non stationnarité des phénomènes, l'intervention de la dimension temps dans les problèmes économiques ainsi que les anticipations, sont d'autant d'éléments dont la prise en compte dans la modélisation des comportements conduit à spécifier des modèles dynamiques.

Bibliographie

- Adrian, T., Shin, H.S. (2007). Liquidity and leverage. Working Paper, FRB New York and Princeton University.
- Allen, F., Carletti, E. (2008). Mark-to-market accounting and liquidity pricing. *Journal of Accounting and Economics* 45(2): 358-378.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time series effects. *Journal of Financial Markets* 5: 31-56.
- Barth, M.E., Landsman, W.R., Wahlen, J.M. (1995). Fair value accounting: Effects on banks' earnings volatility, regulatory capital, and value of contractual cash flows. *Journal of Banking and Finance* 19: 577-605.
- Brailsford, T.J., Lin, S.L., Penm, J.H.W. (2005). Conditional risk, return and contagion in the banking sector in Asia. *International Business and Finance* 20: 322-339.
- Boyson, N.M., Stahel, C.W., Stulz, R.M. (2008). Hedge fund contagion and liquidity. Working Paper, Fisher College of Business.
- De La rosière, J. (2008). La crise financière actuelle : Pourquoi le système a-t-il déraillé ? Réflexions sur la titrisation. *Revue d'économie financière*.
- Hachicha, N., Bouri, A., Chakroun, H. (2007). The Herding Behaviour and the Measurement Problems: Proposition of Dynamic Measure. *Journal of Business and Policy Research* 3 (2): 44-63.
- Heaton, J.C., Lucas, D., McDonald, R.L. (2010). Is mark-to-market accounting destabilizing? Analysis and implications for policy. *Journal of Monetary Economics* 57 : 64-75.
- Hodder, L.D., Hopkins P.E., Wahlen, J.M. (2006). Risk-relevance of fair-value income measures for commercial banks. *The Accounting Review* 81: 337-375.
- Khan, U. (2009). Does Fair Value Accounting Contribute to Systemic Risk in the Banking Industry? Working paper, Columbia Business School.
- Laux, C., Leuz, C. (2009). The Crisis of Fair Value Accounting: Making Sense of the Recent Debate. *Accounting, Organizations and Society* 34(6): 826-834.
- Nissim, D., Penman, S. (2007). Fair value accounting in the banking industry. Occasional Paper Series, Columbia Business School Center for Excellence in Accounting and Security Analysis.
- Pais, A., Stork, P.A. (2010). Contagion risk in the Australian banking and property sectors. Forthcoming in *Journal of Banking and Finance*.
- Plantin, G., Sapra, H., Shin, H.S. (2008). Marking-to-market: Panacea or Pandora's box? *Journal of Accounting Research* 46(2): 435-460.

Plantin, G., Sapra,H., Shin, H.S. (2008). Comptabilisation en juste valeur et stabilité financière. Revue de la stabilité financière 12.

ANNEXE : « Money Center Banks » incluses dans l'indice également pondéré des « Money Center Banks »

| N° | Money Center Banks |
|-----------|------------------------------------|
| 1 | Bank of America Corporation |
| 2 | Canadian Imperial Bank of Commerce |
| 3 | Citigroup Inc. |
| 4 | JPMorgan Chase & Co. |
| 5 | KeyCorp |
| 6 | Ohio Legacy Corp. |
| 7 | Oriental Financial Group Inc. |
| 8 | PNC Financial Services Group I |
| 9 | Royal Bank of Canada |
| 10 | SunTrust Banks Inc. |
| 11 | TCF Financial Corporation |
| 12 | The Bank of New York Mellon Co. |
| 13 | The Bank Of Nova Scotia |
| 14 | Toronto-Dominion Bank |
| 15 | United Bancshares Inc. |
| 16 | Wachovia Corporation |
| 17 | Wells Fargo & Company |